

法政大学学術機関リポジトリ  
HOSEI UNIVERSITY REPOSITORY

## 日露戦争前後の景気循環会計

著者	郡司 大志, 宮? 憲治
出版者	法政大学経済学部学会
雑誌名	経済志林
巻	82
号	4
ページ	167-190
発行年	2015-03-20
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10114/10373">http://hdl.handle.net/10114/10373</a>

# 日露戦争前後の景気循環会計\*

郡 司 大 志<sup>†</sup>

宮 崎 憲 治<sup>‡</sup>

## 概 要

本稿では景気循環会計を用いて日露戦争前後（1901～10年）の日本の景気循環を分析する。景気循環会計は新古典派成長モデルにおいて景気変動の要因を、効率性ウェッジ、労働ウェッジ、投資ウェッジ、および政府消費ウェッジに分割する手法である。また、これらのウェッジは成長モデル内の様々な摩擦と等価であることを示すことができる。つまり、ウェッジのうち景気循環にとって重要なものが見つかれば、それに対応する摩擦を見つけるのに役立つことになる。推定の結果、他の国や時期を検証した先行研究と同様に、効率性ウェッジが一人あたり実質GNPのほとんどの変動を説明できることがわかった。この変動のうち、日露戦争前は金融制約の、戦争後は技術ショックの影響であると考えられる。他方で、日露戦争期には政府消費ウェッジがなければ実質GNPは低くなっていたであろうことも明らかとなった。これは、政府支出の効果を暗示するものである。

---

\* 本研究は、科学研究費補助金（24530320）の助成を受けたものである。第5回マクロ政策分析研究会の参加者、法政大学および大東文化大学経済研究所のセミナー参加者から多数のコメントをいただいたことに感謝したい。

† 大東文化大学経済学部准教授

‡ 法政大学経済学部教授

## 1 はじめに

本稿では、日本のデータが利用可能なもっとも古い時期である日露戦争前後のデータを用いて景気循環会計を行う。景気循環会計とは、Chari et al. (2007) が提案した景気循環を要因分解する手法である。彼らは、景気循環要因を効率性ウェッジ、労働ウェッジ、投資ウェッジ、および政府消費ウェッジの4つに分割し、それらによって様々な摩擦を持つ動学的確率的な一般均衡 (DSGE) モデルの均衡配分を正確に復元できることを証明した。言い換えると、これまでDSGEモデルで考察されてきた様々なショックや制約は、4つのウェッジによって表現可能となるということである。また、彼らはこれらのウェッジをデータから推定し、全てのウェッジを同時にモデルに与えると正確に経済データを復元できる手法を提案した。このような景気循環会計の性質のため、1つのウェッジをモデルから取り除くと、そのウェッジがなかった場合の反実仮想をシミュレーションできる。したがって、どのウェッジが現実のデータを復元するのに重要な役割を果たしているのかを検証することができると同時に、そのウェッジが均衡配分を実現することのできるDSGEモデルの候補を推測することにも役立つ。

景気循環会計は既に様々な国、様々な時期で推定が行われている。景気循環会計を提案したChari et al. (2007) は、1901～40年および1959～2004年のアメリカについてウェッジの推定とシミュレーションを行っている。いずれの期間も効率性ウェッジおよび労働ウェッジが景気循環に重要な役割を果たしていると結論づけている。他にも、フランス (Bridji (2013)), イギリス (Kersting (2008)), OECD諸国 (Ohanian and Raffo (2012)), アジア諸国 (Hirata and Otsu (2011), Lu (2012), Cho and Doblal-Madrid (2013)), BRICs (Suparna and Otsu (2013)), ラテン・アメリカ諸国 (Lama (2011)) など多数の先行研究がある。

日本についてはKobayashi and Inaba (2006) が1920～35年および1981～2003年について推定を行っている。また、Saijo (2008) は1921～36年につ

いて推定している。いずれの推定も、Chari et al. (2007) と同様に、日本の景気循環において効率性ウェッジおよび労働ウェッジが重要な役割を果たしていたことを確認している。この2つの研究が1920年代を分析しているのは日本における大恐慌期の景気循環を分析するためである。

しかし、これ以前にも日本の景気循環では様々な重要な局面が存在しデータも入手可能であるため、本稿では先行研究の分析期間をさらにさかのぼり、1901～10年の日露戦争前後の時期について景気循環会計を行う。国民経済計算については『長期経済統計』によって入手可能であるが、労働データについてはまとまったものが存在しない。そこで我々は、散在する先行研究をもとに、農業部門および非農業部門を集計した労働供給を推定する。推定期間を1901年からとする理由は、藤野（1990）が米価の地域間変動を調べることで、景気循環が全国で連動し始めたのは1900年頃からであることを指摘していることによる。

日露戦争（1904～05年）は日本が初めて欧米諸国と対立した戦争であり、兵器の技術進歩もあいまって多額の戦費を必要とした。当時のロシアはバルト（バルチック）艦隊や強靱な騎兵隊を保有しており、満州や朝鮮半島での領土問題があったとしても日本が交戦することは困難であると考えられていた。しかし、1903年には日本とロシアは満州・朝鮮での権益について交渉するが決裂し、翌年2月8日に日本は宣戦布告し奇襲を行った。日本の立場の弱さに高をくくっていたロシアだけでなく、世界の金融市場もこの開戦に驚き、日本のリスク・プレミアムは跳ね上がった。Sussman and Yafeh (2000) によれば、日本の国債にロンドン市場で付けられた利子率は日露戦争前で約5%であったが、開戦の1904年には6%に跳ね上がり、日本が戦局で有利になると4.5%に下落した。他方で、この戦争は朝鮮半島および支那で行われたため日本国内の戦争被害はなかった。戦争が長期化したことや遼東半島攻略が難攻したことで多くの兵力を失ったものの、国内の労働力への影響は比較的軽微であった。日中・太平洋戦争での日本の軍人帰属死没者数は約193万人（有業者の5.9%）であったのに対し、

日露戦争のそれは8.5万人（同0.3%）であった。したがって、日露戦争は予期せざる多額の戦費を伴う財政ショックの自然実験と見ることができる。

本稿の主な結論は下記の通りである。第一に、推定期間を通してGNPの変動のほとんどは効率性ウェッジによるものであることがわかった。この傾向は戦争前後でも、戦争中でも同様であった。労働ウェッジや投資ウェッジ、政府消費ウェッジも変動はしているのであるが、これらのウェッジは互いに相殺してしまい、3つのウェッジの合計はGNPにほとんど影響を及ぼしていなかった。また、この効率性ウェッジの変動は、期間前半では金融制約の変動が、後半では技術ショックの変動が主な要因であると考えられる。第二に、先行研究とは異なり、政府消費ウェッジにもGNPへの効果が見られることが明らかとなった。とりわけ、戦争の期間である1904～05年とその翌年の1906年は政府消費ウェッジによるGNPの押し上げ効果が大きかった。これは政府支出ショックの効果と考えられる。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、景気循環会計の基礎となるプロトタイプ経済を記述し、ウェッジを導出する。第3節では、ウェッジの推定のためのデータについて説明する。特に、労働供給についてはこれまで散財していた先行研究をもとに、農業部門・非農業部門を集計したデータを作成する。第4節では、ウェッジを推定し、各ウェッジが変動しない場合のGNPをシミュレーションする。また、その変動が何故生じたのかを考察する。最後に、第5節では結論を述べる。

## 2 プロトタイプ経済

景気循環会計では、プロトタイプ経済という4つのウェッジからなる新古典派成長モデルを用いる。プロトタイプ・モデルは構造上は実物的景気循環（RBC）モデルに2つの税（労働所得税および投資税）を加え、TFPを効率性ウェッジ、政府支出を政府消費ウェッジと読み替えたものである。Chari et al.（2007）は、このプロトタイプ・モデルのウェッジが様々な摩

擦を持つ動学的確率的一般均衡（DSGE）モデルと同じ配分を実現する等価命題を示した。言い換えると、多くのDSGEは4つのウェッジを適切に調整したプロトタイプ・モデルによって正確に復元できるということである。また、ウェッジの推定には実際の産出、消費支出、投資支出、労働供給を用いるため、推定されたウェッジを用いるとプロトタイプ・モデルから正確にそれらの変数を再現できる。そのため、推定されたウェッジのうち景気循環に影響を及ぼすものが分かれば、そのウェッジと等価となるDSGEの摩擦が景気循環要因の有力候補となる。このような理由から、本稿でもプロトタイプ・モデルからウェッジを推定し、検証を行う。

プロトタイプ経済の代表的家計は生涯効用

$$\sum_{t=0}^{\infty} \sum_{s^t} \beta^t \pi_t(s^t) U(c_t(s^t), l_t(s^t)) N_t \quad (1)$$

を予算制約

$$c_t(s^t) + [1 + \tau_{xt}(s^t)] x_t(s^t) = [1 - \tau_{lt}(s^t)] w_t(s^t) l_t(s^t) + r_t(s^t) k_t(s^t) + T_t(s^t) \quad (2)$$

および資本の推移式

$$(1 + \gamma_n) k_{t+1}(s^t) = (1 - \delta) k_t(s^{t-1}) + x_t(s^t) \quad (3)$$

の制約の下で最大化する。ただし、 $c_t$  は一人あたり消費支出、 $l_t$  は一人あたり労働供給、 $N_t$  は人口、 $x_t$  は一人あたり投資支出、 $k_t$  は一人あたり資本ストック、 $T_t$  は一人あたり政府移転、 $w_t$  は賃金率、 $r_t$  は資本のレンタル率、 $\tau_{lt}$  は労働ウェッジ、 $\tau_{xt}$  は投資ウェッジである。 $\beta$  は主観的割引率、 $\gamma_n$  は人口成長率、 $\delta$  は資本減耗率、 $U(\cdot, \cdot)$  は1時点の効用関数である。また、 $s^t$  は  $t$  時点までの状態の歴史を表し、 $\pi(s^t)$  はその確率とする。

企業は利潤

$$A_t(s^t) F(k_t(s^{t-1}), (1 + \gamma_A) l_t(s^t)) - r_t(s^t) k_t(s^{t-1}) - w_t(s^t) l_t(s^t)$$

を最大化する。ただし、 $A_t$  は効率性ウェッジ、 $F(\cdot, \cdot)$  は資本と労働について

ての技術の関数,  $\gamma_A$  は労働増大的技術進歩率である。

プロトタイプ経済の均衡は, 資源制約

$$c_t(s^t) + x_t(s^t) + g_t(s^t) = y_t(s^t),$$

および下記の条件式によって表現される。

$$y_t(s^t) = A_t(s^t)F(k_t(s^{t-1}), (1 + \gamma_A)^t l_t(s^t)),$$

$$-\frac{U_{ll}(s^t)}{U_{cl}(s^t)} = [1 - \tau_{ll}(s^t)]A_t(s^t)(1 + \gamma_A)^t F_{ll},$$

$$U_{ct}(s^t)[1 + \tau_{xt}(s^t)] = \beta \sum_{s^{t+1}} \pi_t(s^{t+1}|s^t) U_{c, t+1}(s^{t+1}),$$

$$\times \{A_{t+1}(s^{t+1})F_{k, t+1}(s^{t+1}) + (1 - \delta)[1 + \tau_{x, t+1}(s^{t+1})]\}$$

ただし,  $g_t$  は政府消費ウェッジである。

関数型を  $u(c, 1 - l) = \ln c + \phi \ln(1 - l)$  および  $F(k_t, (1 + \gamma_A)^t L_t) = K_t^\alpha ((1 + \gamma_A)^t L_t)^{1-\alpha}$  と仮定する。また, 各変数のトレンドを除去するために  $\hat{z}_t \equiv Z_t / ((1 + \gamma_A)^t N_t)$  と変形すると,

$$\hat{y}_t = A_t \hat{k}_t^\alpha \hat{l}_t^{1-\alpha}, \quad (4)$$

$$\hat{y}_t = \hat{c}_t + \hat{x}_t + \hat{g}_t, \quad (5)$$

$$\frac{\phi \hat{c}_t}{1 - \hat{l}_t} = (1 - \tau_{ll})(1 - \alpha) \frac{\hat{y}_t}{\hat{l}_t}, \quad (6)$$

$$\frac{(1 - \gamma_A)(1 + \tau_{xt})}{\hat{c}_t} = \beta E_t \left[ \frac{\alpha \hat{y}_{t+1} / \hat{k}_{t+1} + (1 + \tau_{x, t+1})(1 - \delta)}{\hat{c}_{t+1}} \right], \quad (7)$$

$$(1 + \gamma_A)(1 + \gamma_n) \hat{k}_{t+1} = (1 + \delta) \hat{k}_t + \hat{x}_t \quad (8)$$

が得られる。このとき, それぞれのウェッジは,

$$A_t = \frac{\hat{y}_t}{\hat{k}_t^\alpha \hat{l}_t^{1-\alpha}} \quad (9)$$

$$\tau_{lt} = 1 - \frac{\phi \hat{c}_t}{(1-l_t)(1-\alpha)\hat{y}_t/l_t}, \quad (10)$$

$$\tau_{xt} = \beta E_t \left[ \frac{\hat{c}_t}{\hat{c}_{t+1}} \frac{\alpha \hat{y}_{t+1}/\hat{k}_{t+1} + (1+\tau_{x,t+1})(1-\delta)}{1+\gamma_A} \right] - 1, \quad (11)$$

$$\hat{g}_t = \hat{y}_t - \hat{c}_t - \hat{x}_t \quad (12)$$

と表される。定常状態では、

$$\bar{A} = \frac{\bar{y}}{\bar{k}^\alpha \bar{l}^{1-\alpha}}, \quad (13)$$

$$\bar{\tau}_l = 1 - \frac{\phi \bar{c}}{(1-\bar{l})(1-\alpha)\bar{y}_l/\bar{l}}, \quad (14)$$

$$\bar{\tau}_x = \frac{\beta(\alpha \bar{y}/\bar{k} + 1 - \delta) - (1 + \gamma_A)}{1 + \gamma_A - \beta(1 - \delta)}, \quad (15)$$

$$\bar{g} = \bar{y} - \bar{c} - \bar{x} \quad (16)$$

となる。プロトタイプ経済の期間ごとの状態  $s_t$  はウェッジによって表され ( $s_t = (A_t, \tau_{lt}, \tau_{xt}, g_t)'$ )、 $s_t$  は以下の1階のベクトル自己回帰過程 (VAR(1)) に従うと仮定する。

$$s_t = P s_{t+1} + \varepsilon_t$$

ただし、 $\varepsilon_t$  は平均ゼロ、共分散行列  $V$  のホワイトノイズ項である。

プロトタイプ経済は実物的景気循環 (RBC) モデルと同様に陽表的には解くことができないので、本稿ではモデルを定常状態周りで対数線形近似し、Uhlig法によって均衡を数値計算によって求める。計算の詳細については補論を参照されたい。

### 3 データ

効用関数は先行研究と同様に、 $u(c, l) = \ln c + \phi \ln(1-l)$ 、生産関数は



$F(k, l) = k^\alpha l^{1-\alpha}$  と仮定する。一人あたりの所得  $y$ , 消費  $c$ , 投資  $x$ , 資本  $k$  は以下のデータセットから推計する。『長期経済統計 1』の GNP (1934～36年価格) を  $Y$ , 『長期経済統計 1』の個人消費支出 (1934～36年価格) を  $C$ , 『長期経済統計 1』の粗国内固定資本形成 (1934～36年価格) を  $X$ , Ohkawa and Shinohara (1979) より粗資本 (1934～36年価格) を  $K$  とする。一人あたり系列  $y, c, x, l$  は  $Y, C, L, K$  を人口  $N$  で割ることで得る。また, トレンドを除去するために, ソロー残差を求めて対数線形したトレンド  $(1+\gamma)^t$  で各系列を割る。生産関数を展開した式

$$\ln \frac{y_t}{k_t^\alpha l_t^{1-\alpha}} = \ln A_t + [\ln(1+\gamma_A)](1-\alpha)t$$

を OLS 推定することでトレンド項の回帰係数  $b$  を得て,  $\gamma_A = \exp(b/(1-\alpha)) - 1$  とする。確率的モデルでは定常状態からの乖離が必要となるので, さらに HP フィルター (年次なので  $\lambda=100$ ) を用いる。なお,  $l_t$  は次の段落で, パラメータ  $\alpha$  は最後の段落で求められる。

一人あたり労働供給  $l_t$  は適切に集計されたデータが存在しない。そこで本稿では, いくつかのデータから労働供給を推定する。1900年代には, 農業と非農業の従事者は 6 対 4 の比率であったため, それら両方を考慮しなければならない。農業部門の労働者数  $E_t^a$  および週あたり平均労働時間  $h_t^a$  については, Hayashi and Prescott (2008) が新谷 (1981) のデータから推定しているので, これを用いる。

一方, 非農業従事者について, Hayashi and Prescott (2008) は時系列データを推計していないため, 以下のように作成する。非農業従事者の労働者数  $E_t^a$  は『長期経済統計 2』より有業者数 (10歳以上) を用いる。非農業従事者の平均労働時間  $h_t^a$  は, 我々が知る限り時系列データは『長期経済統計 11』より綿糸部門各企業の就業時間 1 日平均しか存在しない。この期間の推計は他に 3 つある。1 つ目の尾高 (1990) は 1894 年の『愛知県職工調査』より 6 業種 100 工場の個票データから, 愛知県における工場労働者の平均労働時間は 1 日 11.9 時間と計測している。2 つ目の農商務省商工局 (犬

丸（1998）の1901年調査（『職工事情』）では16産業について表記があり、その平均は1日11.75時間である。3つ目の労働運動史料刊行委員会（1959）によれば、1908～1918年について平均労働時間は11時間となっている。時系列データである綿糸部門各企業の就業時間は2交代制のため1日平均の1/2を近似データとして扱う。期間平均は10.82時間であり、先のデータより平均値が低い、そこで、4つの平均値（ $(11.9+11.75+11+10.82)/4 = 11.3675$ ）と等しくなるように、 $11.3675/10.82=1.05$ の係数を時系列にかけることで全（非農業）産業の1日あたり平均労働時間  $h_t^n$  とする。

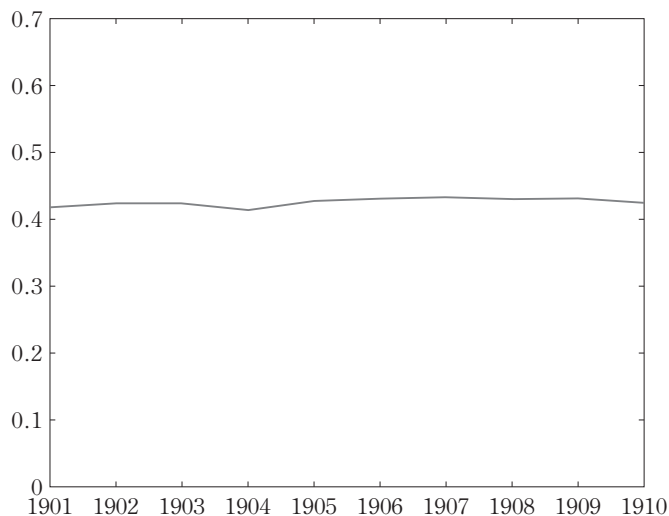
農業と非農業の系列から、全体の労働供給を

$$l_t = \frac{E_t^a}{N_t} \frac{h_t^a}{16 \times 6} + \frac{E_t^n}{N_t} \frac{h_t^n (6/7)}{16}$$

と定義する。ただし、 $N_t$  は『長期経済統計2』より人口全体から1～9歳人口を引いたものとする。 $h_t^a$  を  $16 \times 6$  で除している理由は、1日のうち8時間を睡眠等の生活必需時間とした残りの16時間と、週あたり6日を労働日として計算されているためである。 $h_t^n$  については、労働日について1日あたり労働時間が算出されていることから、週に1日の休日を考慮するために6/7をかけ、生活必需時間を引いた16時間で除した。

推定結果は図1に示されている。1901年および1904年にやや労働供給が減ってはいいるが、ほぼ0.4付近で一定となっている。サンプルの期間は労働に関する制度に大きな変化が見られず産業間での移動も少なかったため、上記のように一部のデータで近似しても比較的安定的と考えられる。日本では工業化が浸透するにつれて、その労働環境の悪さを改善する動きが見られるようになった。そのため日本初の労働組合として1891年に職工義友会が設立（1897年に再設立）されるものの、1900年には治安警察法が制定され労働運動の取り締まりが強化されてしまう。その後、12歳未満の就業禁止や女子の就業制限などの労働条件を規制した工場法は1911年に施行された。従って、我々のサンプル期間は労働運動や規制による構造変化がほとんどないと考えられる。

図1 労働供給の推定



パラメータは以下のように設定する。資本分配率  $\alpha$  は、南・小野（1978）より1901～10年の労働分配率  $1 - \alpha$  の平均から算出し  $\alpha = 0.344$  とする。主観的割引率  $\beta$  は、Hayashi and Prescott（2008）と同様に  $\beta = 0.96$  とする。人口成長率  $\gamma_n$  は、1902～10年の10歳上人口成長率の平均  $\gamma_n = 0.01019$  を用いる。資本減耗率  $\delta$  は、資本の遷移式から推定し  $\delta = 0.01232$  とする。労働技術進歩  $\gamma_A$  は、ソロー残差のトレンドから  $\gamma_A = 0.0055$  とする。効用関数における余暇のパラメータ  $\phi$  は同時点の最適化条件からカリプレートする必要があるが、その際に労働ウェッジのデータ先に必要となってしまう。そこで、1901年の労働ウェッジの最小値が労働所得税率の上限3%になるように設定し、 $\phi = 1.004$  とする。本稿のサンプル期間においては、政府歳入の約30%が酒税によるものであり、次いで地租となっていた。個人に課される所得税は、年収300円以上1,000円未満で1%，最高でも30,000円以上で3%という低い税率であった。また、労働時間が極めて長いことを考慮すると、所得税以外で労働を阻害する要因はそれほど多くなかったと考

えられる。そのため、本稿では  $\phi$  の最小値のターゲットを最高所得税率の 3%としている。

## 4 推定結果

### 4.1 ウェッジの推定

表 1 は、ウェッジのデータ生成過程である VAR(1) を最尤法によって推定した結果である。 $P$  行列を見ると、それぞれのウェッジの自己相関は比較的大きく、他のウェッジの過去の値に対して負のパラメータを持つ場合が多い。この傾向は他の国や時期を検証した先行研究でもしばしば見られる。誤差項の分散共分散行列を分解した  $Q$  では、政府消費ウェッジのイノベーションはそれほど小さくないことが分かる。労働ウェッジのイノベーションは効率性ウェッジおよび政府消費ウェッジと負の相関がある。また、労働ウェッジと効率性ウェッジのイノベーションに負の相関がある。これらの点は、1920年代の日本について景気循環会計を適用した Saijo (2008) と同じである。

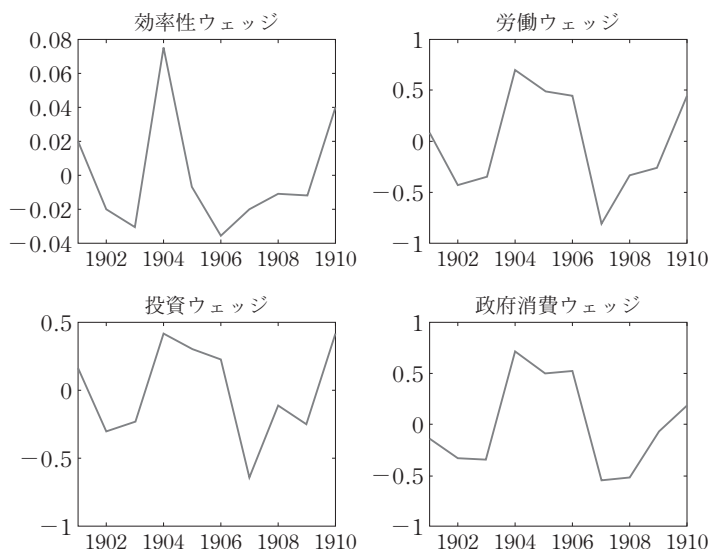
表 1 VAR (1) 過程のパラメータ

状態 $s_t$ のラグにかかる行列 $P$				
$P =$	0.9000	-0.1254	0.1020	0.0551
	-0.1087	0.3871	-0.0775	-0.1002
	-0.0813	-0.0800	0.4808	-0.1267
	-0.0188	-0.0029	-0.0097	0.4871
共分散行列を $V = QQ'$ と分解したときの行列 $Q$				
$Q =$	0.0342	0	0	0
	-0.0166	0.0986	0	0
	0.0057	0.0278	0.0273	0
	0.0800	-0.0470	0.0021	0.0339

図2は4つのウェッジの推定結果である。効率性ウェッジは1904年に大きく上昇しているが、その前後では定常状態よりもやや低い。また、1901年、1910年にやや高くなっている。労働ウェッジは効率性ウェッジと似たような変動をしており、1904年がもっとも高い。しかし、効率性ウェッジと比較して変動幅はより大きい。投資ウェッジも労働ウェッジとよく似た動きであり、変動幅もほぼ同じである。日露戦争が開戦した1904年には戦費調達のため増税が行われた。そのため、労働所得税・資本所得税と等価となる労働・投資ウェッジが高くなっていることは直感的である。また、戦争中は戦役のために労働供給が滞り、不確実性が高まることで投資も抑制されるため、この2つのウェッジが高くなったと考えられる。

他方、政府消費ウェッジについては他の3つのウェッジとは異なる。1904年に急上昇した点は同様であるが、1905～06年も高い水準を維持している。これは実際に多額の政府支出が行われた結果であり、日露戦争のショックの大きさを物語っている。

図2 ウェッジの推定



これらのウェッジの推定は、景気循環の要因が変動していたかどうかを観察するためには役立つが、どの要因がどれだけ景気循環に影響を及ぼしていたのかを検証するには不十分である。そこで次の節では、分散分解をおこない、次々節で4つのウェッジのうち1つだけを変化させた場合にGNPにどのような変化があるのかをシミュレートする。

## 4.2 分散分解

表2は、各ウェッジのイノベーション $\varepsilon_t$ が内生変数に及ぼす影響について、無限期間先までの予測誤差分散分解を表している。効率性ウェッジのショック $\varepsilon_t^A$ は5つの内生変数すべてに最も大きな影響を及ぼしていることがわかる。その大きさは70～80%となっている。次いで影響の大きいのは労働ウェッジのショック $\varepsilon_t^l$ であり、各内生変数に2割程度の効果がある。投資ウェッジおよび政府消費ウェッジのショック（ $\varepsilon_t^x$ ,  $\varepsilon_t^g$ ）についてはあまり効果が見られない。ほとんどの変動が効率性ウェッジと労働ウェッジで捉えられるという結果は、多くの先行研究と同じであり、日露戦争前後の期間も他の期間、他の国々と同じような特徴であったと考えられる。

ただし、この分散分解は与えられたパラメータのもとで人工的に与えたショックに対する影響を見るインパルス応答関数と同様の分析である点に注意すべきである。もちろん、パラメータのカリブレーションにはデータを用いているが、必ずしも日露戦争当時の内生変数のデータの変動を表し

表2 分散分解（パーセント表示）

変数	効率性ウェッジ のショック $\varepsilon^A$	労働ウェッジ のショック $\varepsilon^l$	投資ウェッジ のショック $\varepsilon^x$	政府消費ウェッジ のショック $\varepsilon^g$
$y$	81.29	17.20	1.08	0.44
$c$	80.92	17.54	1.16	0.37
$k$	81.00	17.81	0.77	0.42
$x$	78.43	16.48	4.26	0.84
$l$	73.94	20.04	5.10	0.92

ているわけではない。そこで、次の節ではChari et al. (2007) と同様に、1つのウェッジのみを変動させるシミュレーションを行って、推定期間特有の効果を見ることにする。

### 4.3 1つのウェッジのみ変動させた場合のGNPの推移

図3～6は、4つのウェッジを1つずつ変動させた場合のGNPの推移を示している。効率性ウェッジのみを変動させた場合（図3の破線）、実際のGNPの変動をほぼ捉えられているため、このウェッジが極めて重要であることが分かる。言い換えると、効率性ウェッジ以外の3つのウェッジの合計ではGNPの変動はほとんど再現できないということである。この点は分散分解の結果と整合的である。一方、労働ウェッジ（図4）と投資ウェッジ（図5）をそれぞれ変動させた場合のGNPは、実際のGNPに比べて非常に大きく変動してしまっている。この2つの変動は逆向きになっており、互いの効果が相殺されているように見える。

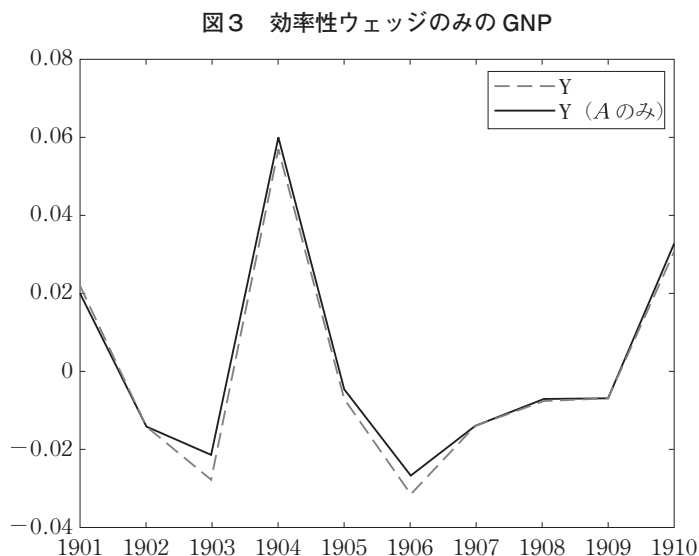


図4 労働ウェッジのみの GNP

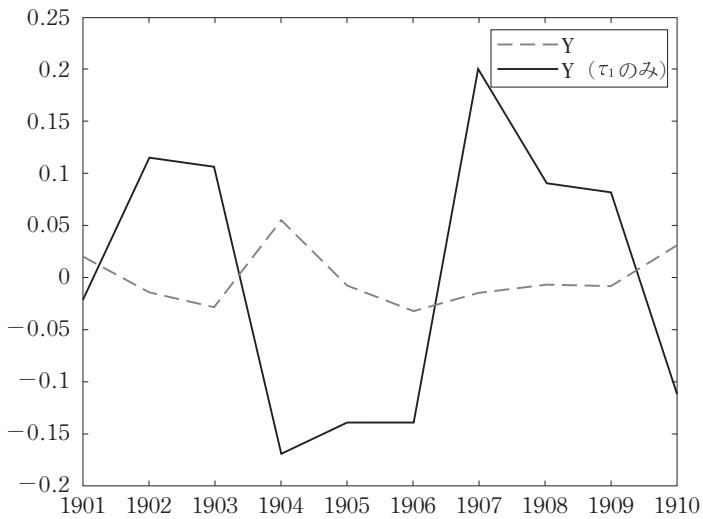


図5 投資ウェッジのみの GNP

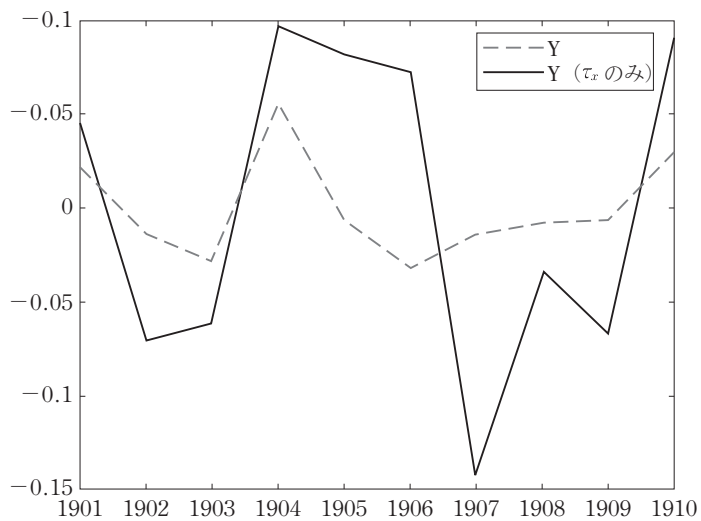
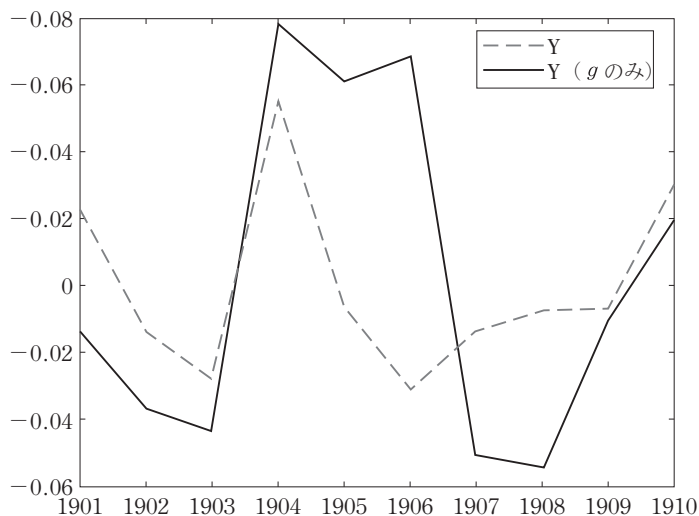




図6 政府消費ウェッジのみの GNP



政府消費ウェッジのみを変動させた場合（図6）については、1904～06年は実際のGNPよりも高く、それ以外の期間は低くなっている。つまり、日露戦争の期間である1904～05年は政府消費があったためにGNPが上昇していたと考えられる。図1より効率性ウェッジ以外の3つの合計では実際のGNPの変動を追えないが、労働ウェッジと投資ウェッジの効果の合計を、政府消費ウェッジがうまく打ち消していたと見ることもできる。特に、日露戦争の財政支出の多かった1904～06年に生じた強い労働ウェッジの押し下げ効果を政府消費ウェッジが押し戻していたと考えることも可能である。

それではなぜ効率性ウェッジが日露戦争前後でも先行研究と同様に重要な役割を果たしていたのだろうか。効率性ウェッジは、形式上、全要素生産性（TFP）とみなすことができるため、技術ショックの変動を含む。また、Chari et al.（2007）は、中間財調達のための借入が企業間で異なる、つまり借入制約が存在する経済の配分は、ある種の効率性ウェッジを持つ

経済の配分と等価になることを証明した。つまり、効率性ウェッジは、技術ショックや借入制約などを表していると考えられる<sup>\*1</sup>。

1899年12月の熊本第九銀行の取付けに端を発して、1901年は数多くの銀行取り付けが発生した年である。当時は預金保険が存在しなかったため、預金者が銀行に対して一旦不安を感じてしまうと雪崩を打つように健全だと思われていた銀行まで取り付けにあってしまうことになる。日本銀行百年史編纂委員会（1983）はこの時期の取付けを「銀行動揺」と呼んでいる。この影響から、1901年に2334行あった銀行は破綻や統合を繰り返して急激に減少していった。したがって、銀行が急減したことにより国内信用が収縮したため、1903年までの効率性ウェッジの減少に繋がったと考えられる（図2）<sup>\*2</sup>。その後、1904年には戦争による特需が発生し、軍事物資を中心に様々な財の生産が行われるようになると、効率性ウェッジは一気に上昇した。しかし、そのショックも1年限りで1905年には効率性ウェッジはすぐにもとの水準に戻ってしまう。1907～08年は戦後恐慌となるが、1910年前後になると生糸産業の器械生糸のシェアの高まりや、内燃機関の技術進歩があったことを寺本（2002）は指摘している。このような正の技術ショックが発生したこともあり、1910年には中間景気と呼ばれる景気の山を迎えている。したがって、この日露戦争前は借入制約の変動、戦後は技術ショックの変動が効率性ウェッジに表れていたと考えられる。

他方で、政府消費ウェッジが1904～06年にGNPを押し上げ、1907～08年に押し下げていたのはなぜなのだろうか。小野（2005）は、日露戦争開戦前に日本政府が見積もっていた戦費がかなり甘く、予想外の出費があったことを様々な史料から明らかにしている。政府は日清戦争時の戦費をもとに予想を立てていたようだが、日清戦争後の軍事技術の進歩により大量の

<sup>\*1</sup> Chari et al. (2007) はさらに、企業内の労働規範、企業間の労働のミスマロケーション、個々の企業に対する政策の差異が効率性ウェッジを変化させることを示唆している。

<sup>\*2</sup> 靄見（2010）は東京興信所『銀行会社要録』の180社のデータから1900年の企業の資金調達について分析し、大企業は自己資本が比率が高かった一方で、多くの企業は資金制約に直面していたことを指摘している。

弾薬が必要になっただけでなく、人件費や医療費などの兵員関係支出が必要となってしまった。また、政府はシベリア鉄道によるロシア兵の輸送能力を過小評価していたため、さらに戦争期間を長引かせることとなってしまった。このような事態から、政府は当時日本銀行副総裁であった高橋是清を通じて外資による戦費調達を度々行った。鈴木（2005）および板谷（2012）は、高橋副総裁が次々と課される資金調達の要求に翻弄される様子を丁寧に調べている。したがって、1904年には予期せぬ財政ショックがあり、軍事物資の生産拡大によりGNPが押し上げられたと考えられる。膨大な軍事支出は朝鮮半島の動乱を抑えるために1906年まで続けられたため、その反動で1907年には急激に政府支出が減少することとなった。このことが、1907年の政府消費ウェッジがGNPに及した影響となって表れたと考えられる。

## 5 結論

本稿では、景気循環会計を用いて日露戦争前後の景気循環の要因分析を行った。推定の結果、実質GNPの変動のほとんどが効率性ウェッジによるものであることがわかった。効率性ウェッジはTFPなどの技術ショックだけでなく、さまざまな要因によって変化する。当時の経済状況から、日総戦争前は金融制約が、戦争後は技術ショックが効率性ウェッジを変化させていたと推測される。また、先行研究とは異なり、日露戦争の時期に労働ウェッジおよび投資ウェッジがGNPを押し下げるように変動したところを政府消費ウェッジが相殺するように働いていたことも明らかとなった。日露戦争の開戦とその長期化は、前年に必ずしも予期されていたわけではないため、この政府消費ウェッジの変動は予期せぬ政府支出ショックである可能性が高い。

本稿の分析は景気循環会計にあるため、ウェッジの推定とその効果を見るにとどまったが、政府消費ウェッジの効果の大きさは先行研究ではあま

り見られないものである。今後は、景気循環会計の手法を応用して政府支出定数を推定することを課題としたい。

## 補論

変数  $z_t$  の定常状態  $z$  周りでの値を  $\tilde{z}_t = \log z_t - \log z \simeq dz_t/z$  と表すと、

$$\tilde{y}_t = \tilde{A}_t + \alpha \tilde{k}_t + (1 - \alpha) \tilde{l}_t, \quad (17)$$

$$\tilde{y}_t = \frac{c}{y} \tilde{c}_t + \frac{x}{y} \tilde{x}_t + \frac{g}{y} \tilde{g}_t, \quad (18)$$

$$0 = \tilde{y}_t - \tilde{c}_t - \frac{\tau_l}{1 - \tau_l} \tilde{\tau}_{lt} - \left(1 + \frac{l}{1 - l}\right) \tilde{l}_t \quad (19)$$

$$\begin{aligned} 0 = & \tilde{c}_t - E_t(\tilde{c}_{t+1}) + (1 - \theta) E_t(\tilde{y}_{t+1}) \\ & - (1 - \theta) \tilde{k}_{t+1} - \frac{\tau_x}{1 - \tau_x} \tilde{\tau}_{xt} + \theta \frac{\tau_x}{1 - \tau_x} E_t(\tilde{\tau}_{x,t+1}), \end{aligned} \quad (20)$$

$$(1 + \gamma_A)(1 + \gamma_n) \tilde{k}_{t+1} = (1 - \delta) \tilde{k}_t + [(1 + \gamma_A)(1 + \gamma_n) - (1 - \delta)] \tilde{x}_t, \quad (21)$$

が得られる。ただし、 $\theta \equiv \beta(1 - \delta)/[(1 + \gamma_A)(1 + \gamma_n)]$  である。各変数を、

$$\begin{aligned} x_t &= \tilde{k}_{t+1} \\ y_t &= [\tilde{y}_t \quad \tilde{c}_t \quad \tilde{x}_t \quad \tilde{l}_t]' \\ z_t &= [\tilde{A}_t \quad \tilde{\tau}_{lt} \quad \tilde{\tau}_{xt} \quad \tilde{g}_t]' \end{aligned}$$

と定義し、連立方程式を

$$0 = Ax_t + Bx_{t-1} + Cy_t + Dz_t$$

$$0 = E_t[Fx_{t+1} + Gx_t + Hx_{t-1} + Jy_{t+1} + Ky_t + Lz_{t+1} + Mz_t]$$

$$z_{t+1} = Nz_t + \varepsilon_{t+1}, \quad E_t(\varepsilon_{t+1}) = 0$$

と表記する。ただし、

$$A = [0 \quad 0 \quad 0 \quad (1 + \gamma_A)(1 + \gamma_n)]', \quad B = [-\alpha \quad 0 \quad 0 \quad -(1 - \delta)]',$$

$$C = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & -(1-\alpha) \\ 1 & -\frac{c}{y} & -\frac{x}{y} & 0 \\ 1 & -1 & 0 & -(1+\frac{l^m}{1+l^m}) \\ 1 & 0 & -[(1+\gamma_A)(1+\gamma_n)-(1-\delta)] & 0 \end{bmatrix},$$

$$D = \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\frac{g}{y} \\ 0 & -\frac{\tau_l}{1+\tau_l} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$F=0, G=-(1-\theta), H=0, J=[1-\theta \quad -1 \quad 0 \quad 0], K=[0 \quad 1 \quad 0 \quad 0],$$

$$L=[0 \quad 0 \quad \theta \frac{\tau_x}{1+\tau_x} \quad 0], M=[0 \quad 0 \quad -\frac{\tau_x}{1+\tau_x} \quad 0],$$

$$N = \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} \\ \rho_{21} & \rho_{22} & \rho_{23} & \rho_{24} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & \rho_{33} & \rho_{34} \\ \rho_{41} & \rho_{42} & \rho_{43} & \rho_{44} \end{bmatrix}$$

である。

これらの式から、政策関数

$$x_t = Px_{t-1} + Qz_t \quad (22)$$

$$y_t = Rx_{t-1} + Sz_t \quad (23)$$

が得られる。ただし、 $P$ ,  $Q$ ,  $R$ ,  $S$  は

$$0 = (F - JC^{-1}A)P^2 - (JC^{-1}B - G + KC^{-1}A)P - KC^{-1}B + H,$$

$$R = -C^{-1}(AP + B),$$

$$(N' \otimes (F - JC^{-1}A) + I_k \otimes (JR + FP + G - KC^{-1}A)) \text{vec}(Q)$$

$$= \text{vec}((JC^{-1}D - L)N + KC^{-1}D - M),$$

$$S = -C^{-1}(AQ + D)$$

を満たす値である。この条件にデータを代入することで、

$$P = 0.9244, \quad Q = [-0.0746 \quad -0.1286 \quad 0.1349 \quad 0.0467],$$

$$R = \begin{bmatrix} 0.2254 \\ 0.5397 \\ -1.7377 \\ -0.1808 \end{bmatrix}, \quad S = \begin{bmatrix} 0.7781 & -0.2746 & 0.2251 & 0.1169 \\ 1.3661 & 0.3623 & -0.4209 & -0.1928 \\ -2.7007 & -4.6530 & 4.8831 & 1.6903 \\ -0.3383 & -0.4186 & 0.3889 & 0.1782 \end{bmatrix}$$

を得ることができる。

ウェッジのうち  $g$  についてはデータから直接推定するので、他のウェッジの推定に必要な式は3本となる。そこで、消費  $\tilde{c}_t$  の式をこのシステムから除いて、 $y'_t = [\tilde{y}_t, \tilde{x}_t, \tilde{l}_t]'$ 、 $S = [S_1, S_2]$ 、 $z'_t = [\tilde{A}_t, \tilde{\tau}_{lt}, \tilde{\tau}_{xt}]'$  と定義し、

$$y'_t = R'\tilde{k}_t + S_1 z'_t + S_2 \tilde{g}_t$$

とする。この式を  $z$  について解くと、

$$z'_t = S_1^{-1}(y'_t - R'\tilde{k}_t + S_2 \tilde{g}_t) \quad (24)$$

が得られる。この式から残りのウェッジを推定する。まず、 $\tilde{k}_1 = 0$  として (26) から  $z_1$  を得る。次に、 $z_1$  と  $\tilde{k}_1$  を (24) に代入して  $\tilde{k}_2$  を得る。この後で、 $\tilde{k}_2$  とウェッジを (26) に代入することで  $z_2$  を得る。これを繰り返すことでウェッジが推定できる。

$\tilde{y}_t$  の政策関数は、

$$\tilde{y}_t = 0.2254\tilde{k}_t + 0.7781\tilde{A}_t - 0.2746\tilde{\tau}_{lt} + 0.2551\tilde{\tau}_{xt} + 0.1169\tilde{g}_t$$

となる。 $A_t$ 、 $\tilde{\tau}_{xt}$ 、 $\tilde{g}_t$  は線形化する前の式から求めて、HPフィルターで線形化し、代入する。 $\tilde{y}_t$  も同様にデータにHPフィルターをかけて代入すると、

$$\tilde{\tau}_{xt} = 0.2551^{-1}(\tilde{y}_t - 0.2254\tilde{k}_t - 0.7781\tilde{A}_t + 0.2746\tilde{\tau}_{lt} - 0.1169\tilde{g}_t)$$

とすることで投資ウェッジを求めることができる。

## 参考文献

- Bridji, S. (2013) "The French Great Depression: A business cycle accounting analysis," *Explorations in Economic History*, Vol. 50, No. 3, pp. 427-445.
- Chari, V. V., P. J. Kehoe, and E. R. McGrattan (2007) "Business Cycle Accounting," *Econometrica*, Vol. 75, No. 3, pp. 781-836.
- Cho, D. and A. Doblaz-Madrid (2013) "Business cycle accounting East and West: Asiannance and the investment wedge," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 16, No. 4, pp. 724-744.
- Hayashi, F. and E. C. Prescott (2008) "The Depressing Effect of Agricultural Institutions onthe Prewar Japanese Economy," *Journal of Political Economy*, Vol. 116, No. 4, pp. 573-632.
- Hirata, H. and K. Otsu (2011) "Accounting for the economic relationship between Japan andthe Asian Tigers," Studies in Economics 1120, School of Economics, University of Kent.
- Kersting, E. K. (2008) "The 1980s recession in the UK: A business cycle accounting perspec-tive," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 11, No. 1, pp. 179-191.
- Kobayashi, K. and M. Inaba (2006) "Business cycle accounting for the Japanese economy," *Japan and the World Economy*, Vol. 18, No. 4, pp. 418-440.
- Lu, S.-S. (2012) "East Asian growth experience revisited from the perspective of a neoclassicalmodel," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 15, No. 3, pp. 359-376.
- Ohanian, L. E. and A. Raffo (2012) "Aggregate hours worked in OECD countries: New measurement and implications for business cycles," *Journal of Monetary Economics*, Vol.59, No. 1, pp. 40-56.
- Ohkawa, K. and M. Shinohara eds. (1979) *Patterns of Japanese Economic Development: A Quantitative Appraisal*, New Haven: Yale University Press.
- Saijo, H. (2008) "The Japanese Depression in the Interwar Period: A General Equilibrium Analysis," *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 8, No. 1, pp. 1-26.
- Suparna, C. and K. Otsu (2013) "Business cycle accounting of the BRIC economies," *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 13, No. 1, pp. 1-33.
- Sussman, N. and Y. Yafeh (2000) "Institutions, Reforms, and Country Risk: Lessons from Japanese Government Debt in the Meiji Era," *The Journal of Economic History*, Vol. 60, No. 02, pp. 442-467.

- 板谷敏彦（2012）『日露戦争、資金調達の戦い—高橋是清と欧米バンカーたち』、新潮社。
- 犬丸義一（1998）『職工事情』、岩波書店。
- 尾高煌之助（1990）「産業の担い手」、西川俊作・阿部武司（編）『産業化の時代 上（日本経済史4）』、岩波書店、303-350頁。
- 小野圭司（2005）「日露戦時の戦費と財政・金融政策」、日露戦争研究会（編）『日露戦争研究の新視点』、成文社。
- 新谷正彦（1981）「農業部門における投下労働日数の新推計—1874-1977年」、『西南学院大学経済学論集』、第15巻、第3号、73-95頁。
- 鈴木俊夫（2005）「日露戦時公債発行とロンドン金融市場」、日露戦争研究会（編）『日露戦争研究の新視点』、成文社。
- 靄見誠良（2010）「明治中期＝市場勃興期における株式会社の資金調達（1）ストック分析」、『経済志林』、第77巻、第4号、331-383頁。
- 寺本益英（2002）『景気循環でみる戦前の日本経済』、晃洋書房。
- 日本銀行百年史編纂委員会（1983）『日本銀行百年史〈第2巻〉』、日本銀行。
- 藤野正三郎（1990）『国際通貨体制の動態と日本経済』、勁草書房。
- 南亮進・小野旭（1978）「分配率の趨勢と変動」、『経済研究』、第29巻、第3号、230-242頁。
- 労働運動史料刊行委員会（1959）『日本労働運動史料 第10巻』、労働運動史料刊行委員会。



## Japanese Business Cycle Accounting in the Period 1901-1910

Hiroshi GUNJI and Kenji MIYAZAKI

### 《Abstract》

In this paper, we apply business cycle accounting, introduced by Chari et al. (2007, *Econometrica* 75 (3), 781-836), to the Japanese economy in the period during 1901-1910, during which Japan experienced the outbreak of the Russo-Japanese War, 1904-1905. Business cycle accounting divides factors that affect the economic variables (real GNP, consumption, investment, and labor supply) into four wedges: efficiency, labor, investment, and government consumption wedges. These wedges exactly replicate allocation in the economy. We find that the efficiency wedges can explain the most of Japanese economy. This is consistent with the previous studies conducting the analyses on other countries and periods. In addition, we find that real GNP would be lower without the government consumption wedges, implying the importance of military expenditure in the war period.